

Funkcje reakcji Rady Polityki Pieniężnej – analiza logitowa

Reaction functions of the Polish central bankers – a logit approach

Jacek Kottowski*

Streszczenie

Artykuł ma na celu identyfikację indywidualnych funkcji reakcji członków Rady Polityki Pieniężnej w latach 2004–2005. W tym okresie Rada Polityki Pieniężnej stosowała nastawienie w polityce pieniężnej jako indikator przyszłych zmian poziomu stopy procentowej. Analiza krzywej dochodowości potwierdziła, że zmiana nastawienia bez zmian poziomu stopy referencyjnej powodowała przesunięcia krzywej dochodowości porównywalne z tymi, które towarzyszyły rzeczywistym zmianom poziomu stopy procentowej. Z tego względu jako zmienną zależną w rozważanych funkcjach reakcji zaproponowano zmienną o charakterze jakościowym, która odzwierciedla zarówno zmiany poziomu stopy referencyjnej, jak i zmiany nastawienia. Ze względu na jakościowy charakter zmiennej zależnej w artykule zastosowano podejście mikroekonometryczne, w którym do opisu zachowań badanej zmiennej wybrano uporządkowany model logitowy. Uzyskane wyniki wskazują, że w okresie objętym badaniem działanie większości członków Rady można określić raczej jako *forward looking* niż *backward looking*. Zaproponowana w artykule klasyczna Taylorowska funkcja reakcji typu *backward looking* nie znalazła potwierdzenia w danych empirycznych. Z kolei zastąpienie przeszłej inflacji przez przyszłą stopę inflacji istotnie poprawiło jakość oszacowanych modeli dla wszystkich członków Rady. Ponadto, w alternatywnej funkcji reakcji typu *forward looking*, zawierającej jedynie prognozę przyszłej inflacji o horyzoncie prognozy odpowiadającym okresowi oddziaływania polityki pieniężnej, zmienna wyrażająca wartość prognozy okazała się statystycznie istotna w większości branych pod uwagę modeli. W artykule zamieszczono także wyniki analizy wrażliwości decyzji podejmowanych przez poszczególnych członków Rady na zmiany bieżącej i oczekiwanej stopy inflacji oraz opóźnionej luki popytowej.

Słowa kluczowe: polityka monetarna, funkcja reakcji banku centralnego, reguła Taylora, uporządkowany model logitowy

Abstract

This paper provides the analysis of individual reaction functions of the Polish Monetary Policy Council members in the years 2004–2005. In the period under study the Polish central bank used the bias in the monetary policy as an indicator of future interest rate movements and a change of bias without any change in the short-term interest rate resulted in the shifts of the yield curve comparable to those which accompanied changes in the short-term interest rate. For that reason, as a monetary policy instrument in the reaction functions we used a qualitative variable which expresses the direction of change in the restrictiveness of the monetary policy proposed by the given member of the MPC (the change of bias and/or change of central bank short-term interest rate). Taking into account the qualitative nature of a dependent variable, in the analysis we employed an ordered logit model, where several variants of the reaction functions have been tested. Results of the research indicate that most of the Polish MPC members acted forward looking rather than backward looking. The classical Taylor's backward looking reaction function has not been confirmed by empirical data. Moreover, the substitution of a lagged inflation by future inflation improved the quality of all considered models. On the other hand, in the forward looking reaction function with the inflation expectations formulated for 12 months ahead the variable expressing the expectations has been significant in 6 out of 7 individual functions. The research has been completed by the sensitivity analysis of behaviour of the MPC members against the changes in the current and future inflation and changes in the output gap.

Keywords: monetary policy, policy rules, reaction function, ordered logit model

JEL: C35, E52, E58, F41

Wprowadzenie

Przedmiotem niniejszego artykułu jest identyfikacja indywidualnych funkcji reakcji członków Rady Polityki Pieniężnej w Polsce w latach 2004–2005.

Funkcją reakcji banku centralnego określa się w tym przypadku regułę, zgodnie z którą bank centralny określa poziom krótkookresowej stopy procentowej (zob. Taylor 1993; 2001; Woodford 2003). Funkcja reakcji banku centralnego, opisująca zależność pomiędzy podstawowym instrumentem polityki monetarnej, jakim jest krótkookresowa stopa procentowa, a jego poszczególnymi determinantami (najczęściej inflacją, luką popytową i realnym kursem walutowym) jest jednym z głównych elementów mechanizmu transmisji monetarnej. Wraz z równaniem inflacji oraz krzywą IS, opisującą związek pomiędzy wielkością luki popytowej a poziomem realnej stopy procentowej, funkcja reakcji banku centralnego tworzy najbardziej zagregowaną postać strukturalnego modelu mechanizmu transmisji monetarnej w gospodarce zamkniętej (w przypadku gospodarki otwartej model ten wymaga rozszerzenia o dodatkowe równanie wyjaśniające zmiany realnego kursu walutowego) (Taylor 2001; zob. także Kokoszcyński et al. 2002).

Analiza funkcji reakcji była przedmiotem licznych prac i opracowań z zakresu polityki monetarnej. W większości przypadków w roli instrumentu polityki monetarnej występowała zmienna o charakterze ciągłym, najczęściej krótkookresowa stopa procentowa z rynku pieniężnego (zob. np. Clarida et al. 1998; Kłós et al. 2004).

W niniejszym badaniu zastosowano nieco odmienne podejście, zgodnie z którym zmienna zależna w funkcji reakcji banku centralnego ma charakter zmiennej jakościowej. Zmienna ta może przyjmować trzy różne wartości (–1, 0 oraz 1), które odpowiadają decyzjom banku centralnego prowadzącym do zmniejszenia stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, pozostawienia stopnia restrykcyjności na niezmiennym poziomie oraz zaostrzenia polityki pieniężnej. W przypadku polskiej gospodarki jakościowy charakter zmiennej zależnej w funkcji reakcji banku centralnego wynika z faktu, że Rada Polityki Pieniężnej w latach 2004–2005 używała nastawienia w polityce pieniężnej jako indykatora przyszłych zmian poziomu stopy procentowej (RPP 2004). Szczegółowa analiza krzywej dochodowości w badanym okresie wskazuje, że zmiana nastawienia bez zmian poziomu krótkookresowej stopy procentowej powodowała przesunięcia krzywej dochodowości porównywalne z tymi, które towarzyszyły rzeczywistym zmianom poziomu stopy procentowej¹. Z tego względu pominięcie w badaniu

kwestii nastawienia mogłoby zniekształcić rzeczywisty obraz reakcji Rady na zachowanie zmiennych wchodzących w skład funkcji reakcji banku centralnego.

W okresie objętym badaniem RPP trzykrotnie podwyższyła stopy procentowe, czterokrotnie dokonała ich obniżki oraz zmieniała nastawienie: z neutralnego na restrykcyjne, z restrykcyjnego na łagodne, z łagodnego na neutralne i neutralnego na łagodne. Osiem posiedzeń Rady zakończyło się decyzją o pozostawieniu bez zmian zarówno poziomu stóp procentowych, jak i nastawienia.

Biorąc pod uwagę, że Rada Polityki Pieniężnej jest ciałem kolegialnym, a decyzje w badanym okresie nie były na ogół podejmowane jednomyślnie, w artykule zidentyfikowano funkcje reakcji oddzielnie dla każdego z członków Rady. Zastosowane podejście pozwoliło oszacować parametry indywidualnych funkcji reakcji i stworzyło warunki do porównania wrażliwości poszczególnych członków Rady na zmiany poszczególnych determinant przyszłej inflacji.

Ze względu na jakościowy charakter zmiennej zależnej w artykule zastosowano podejście mikroekonometryczne, w którym do opisu zachowań badanej zmiennej wybrano uporządkowany model logitowy.

W pierwszym rozdziale przedstawiono postulowaną postać funkcji reakcji banku centralnego w Polsce oraz omówiono konstrukcję jakościowej zmiennej zależnej, która w zamyśle autora ma odzwierciedlać zmiany stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej. Drugi rozdział zawiera opis zastosowanej w artykule metody badawczej, czyli analizy logitowej, natomiast w trzecim rozdziale zamieszczono rezultaty przeprowadzonego badania.

1. Funkcja reakcji Rady Polityki Pieniężnej

1.1. Postać funkcji reakcji

Punktem wyjścia do skonstruowania funkcji reakcji opisującej zachowanie banku centralnego w Polsce może być funkcja reakcji nawiązująca do klasycznej reguły Taylora, często stosowana do opisu procesu podejmowania decyzji przez Europejski Bank Centralny (Clarida et al. 1998). Regułę tę można zapisać zgodnie z poniższym wzorem (Taylor 1999):

$$i_t = r + \bar{\pi} + \kappa(\pi_t - \bar{\pi}) + \lambda(y_t - y_t^*), \quad (1)$$

przy czym $\kappa, \lambda \geq 0$, zmienna i_t reprezentuje instrument polityki pieniężnej (najczęściej krótkookresową stopę procentową), a r wyraża poziom długookresowej realnej stopy procentowej, która w tym ujęciu jest stała. Nominalna długookresowa stopa procentowa stanowi wtedy sumę stopy realnej r oraz celu inflacyjnego banku centralnego $\bar{\pi}$, również stałego.

¹ Na przykład decyzja RPP z lutego 2005 r. o zmianie nastawienia w polityce pieniężnej z restrykcyjnego na łagodne pomimo pozostawienia stopy referencyjnej na niezmiennym poziomie spowodowała spadek rentowności pięcioletnich IRS-ów o 25 punktów bazowych, a IRS-ów dwuletnich aż o 30 punktów bazowych.

Ponadto we wzorze (1) zmienna π_t wyraża stopę inflacji, zmienna y_t oznacza wielkość produkcji obserwowanej, a y_t^* – produkcji potencjalnej. Różnicę $y_t - y_t^*$ określamy mianem luki popytowej. Postać równania (1) wskazuje, że bank centralny zmienia poziom nominalnej stopy procentowej i_t , jeżeli bieżąca inflacja różni się od celu inflacyjnego lub jeżeli obserwowany PKB różni się od potencjału produkcyjnego gospodarki.

W niniejszym badaniu do opisu procesu podejmowania decyzji przez bank centralny w Polsce zaproponowano postać funkcji reakcji zbliżoną do równania (1), ale rozszerzoną dodatkowo o zmienną wyrażającą zmiany realnego kursu walutowego. W Założeniach polityki pieniężnej na 2005 oraz 2006 r. Rada Polityki Pieniężnej stwierdziła, że „przy ocenie stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej należy brać pod uwagę nie tylko wysokość realnych stóp procentowych, ale także poziom realnego kursu walutowego” (RPP 2004; RPP 2005). Z tego względu można przypuszczać, że ustalając poziom stóp procentowych, RPP brała pod uwagę nie tylko zmiany bieżącej inflacji i odchylenie produkcji od potencjału produkcyjnego gospodarki, ale również realny kurs walutowy.

W małej gospodarce otwartej na poziom inflacji wpływają zarówno zmiany realnego kursu walutowego (poprzez kształt luki popytowej), jak i zmiany kursu nominalnego (poprzez zmiany cen towarów importowanych wchodzących w skład koszyka inflacji). Propozycja uwzględnienia w funkcji reakcji RPP kursu realnego, a nie nominalnego wynika między innymi z faktu, że w cytowanych powyżej *Założeniach polityki pieniężnej* (RPP 2004; RPP 2005) Rada odnosi się właśnie do kursu realnego. Warto jednak dodać, że wyniki otrzymane w prezentowanym badaniu dla kursu realnego i nominalnego były bardzo podobne.

Zaproponowana w artykule postać funkcji reakcji RPP odpowiada regule polityki monetarnej sformułowanej przez Balla (1999) (zob. także McCallum i Nelson 2000 oraz Taylor 2001) dla małej gospodarki otwartej. Zgodnie z tą regułą bank centralny, podejmując decyzje o poziomie stóp procentowych, uwzględnia nie tylko wielkość odchylenia inflacji od celu inflacyjnego oraz kształt luki popytowej, ale również zachowanie realnego kursu walutowego. Regułę tę można zapisać w następujący sposób (Ball 1999):

$$i_t = \kappa(\pi_t - \bar{\pi}) + \lambda(y_t - y_t^*) + \varphi_0 e_t^r + \varphi_1 e_{t-1}^r, \quad (2)$$

gdzie $\varphi_0 > 0$, $\varphi_1 < 0$, a e_t^r wyraża realny efektywny kurs walutowy².

² Wzrost e_t^r oznacza deprecjację realnego kursu walutowego.

Jeżeli $\varphi_0 > 0$ i $\varphi_1 = 0$, to bank centralny przy ustalaniu poziomu stopy procentowej bierze pod uwagę poziom kursu walutowego. Jeżeli natomiast $\varphi_0 > 0$ i $\varphi_1 = -\varphi_0$, to uwzględniany jest nie poziom kursu, tylko jego tempo wzrostu. Szczegółowe rozważania na temat możliwych reakcji banku centralnego przedstawione zostały w pracy Taylora (2001).

W niniejszym badaniu przedmiotem rozważań będą trzy warianty funkcji reakcji banku centralnego (2), różniące się definicją zmiennych występujących po prawej stronie znaku równości i interpretacją sposobu działania RPP.

Pierwszy wariant funkcji reakcji (2) reprezentuje hipotezę, zgodnie z którą RPP w badanym okresie przy ustalaniu poziomu stóp procentowych wykorzystywała jedynie informacje pochodzące z przeszłości (czyli działała według formuły *backward looking*). W tym wariantcie funkcja reakcji zawiera następujące zmienne: opóźnioną o jeden okres stopę inflacji, zmienną wyrażającą wyrównaną sezonowo roczną dynamikę produkcji przemysłowej także opóźnioną o jeden okres oraz zmienną wyrażającą średniomiesięczną względną zmianę realnego kursu walutowego EUR/PLN. W odróżnieniu od ogólnej postaci funkcji reakcji (2) równanie zaproponowane dla polskiej gospodarki zawiera stopę inflacji opóźnioną o jeden okres³, ponieważ Rada w momencie podejmowania decyzji o poziomie stóp procentowych zna jedynie wartość inflacji z poprzedniego miesiąca. Zgodnie ze wzorem (2) bank centralny reaguje na odchylenie inflacji od celu inflacyjnego. Biorąc jednak pod uwagę, że w badanym okresie cel inflacyjny był stały, odchylenie od celu można zastąpić stopą inflacji, co nie wpłynie na wartość oceny parametru związanego z tą zmienną. W proponowanej funkcji reakcji analogicznie została potraktowana luka popytowa. Przyjmując, że badanym okresie, czyli w latach 2004–2005 potencjalne tempo wzrostu produktu było stałe (co w przypadku próby obejmującej okres zaledwie 18 miesięcy nie wydaje się mocnym założeniem), lukę popytową ze wzoru (2) zastąpiono wyrównaną sezonowo roczną dynamiką produkcji przemysłowej (również z poprzedniego okresu). Informacja ta jest dostępna w odstępach miesięcznych⁴. Z kolei w przypadku kursu walutowego zrezygnowano z wyznaczania kursu efektywnego, pozostawiając w funkcji reakcji jedynie kurs bilateralny względem euro.

Kolejne dwa warianty funkcji reakcji zakładają natomiast, że podejmując decyzje o poziomie stóp procentowych, RPP starała się antycypować przyszłe zmiany zarówno poziomu inflacji, jak i jej poszczególnych determinant, czyli działała według zasady określonej jako *forward looking*.

W drugim rozważanym wariantcie funkcji reakcji banku centralnego po prawej stronie znaku równości występuje jedynie oczekiwana stopa inflacji za 12 mie-

³ Badanie oparto na danych miesięcznych.

⁴ Spośród innych wskaźników makroekonomicznych, które publikowane są w odstępach miesięcznych, rolę indikatora aktywności gospodarczej mogłyby także odgrywać sprzedaż detaliczna oraz zmiany poziomu zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw. Wybór produkcji przemysłowej podyktowany został jednak tym, że związek pomiędzy produkcją a PKB (mierzony np. za pomocą współczynnika korelacji) jest znacznie silniejszy niż zależność pomiędzy sprzedażą detaliczną a PKB czy zmianami poziomu zatrudnienia a PKB.

sięcy. Włączenie do równania (2) oczekiwanej stopy inflacji zamiast rzeczywistej inflacji odpowiada hipotezie, że Rada Polityki Pieniężnej podejmuje decyzje o poziomie stóp procentowych, kierując się przyszłą, a nie bieżącą wartością inflacji. Jest to zgodne z *Założeniami polityki pieniężnej* na rok 2005, w których Rada daje wyraz przekonaniu, że „ze względu na opóźnienia reakcji produkcji i inflacji na prowadzoną politykę pieniężną, wpływa ona w niewielkim stopniu na poziom bieżącej inflacji. Bieżące decyzje władz monetarnych oddziałują na zachowanie cen w przyszłości, podobnie jak bieżąca inflacja pozostaje pod wpływem zmian stóp procentowych dokonanych kilka kwartałów wcześniej” (RPP 2004). W wariancie tym nie występują pozostałe dwie zmienne, tj. wyrównana sezonowo dynamika produkcji przemysłowej oraz tempo wzrostu realnego kursu walutowego. Odzwierciedla to hipotezę, że informacje płynące z obserwacji opóźnionych wartości luki popytowej i kursu walutowego zostały już zawarte w oczekiwaniach co do poziomu inflacji za 12 miesięcy.

Trzeci wariant funkcji reakcji zakłada, że Rada nie reaguje na bieżące czy oczekiwane wartości inflacji, produkcji i kursu, tylko na odchylenia rzeczywistych wartości tych zmiennych od wcześniejszych oczekiwań. W związku z tym w równaniu (2) zamiast odchylenia inflacji od celu inflacyjnego pojawia się różnica pomiędzy oczekiwaną wartością inflacji na okres $t - 1$ a rzeczywistą wartością tej zmiennej. Z kolei zamiast luki popytowej wystąpi różnica pomiędzy oczekiwaną roczną dynamiką produkcji przemysłowej na okres $t - 1$ a jej rzeczywistą realizacją. W miejsce kursu walutowego zostanie natomiast wprowadzona różnica pomiędzy obserwowaną wartością nominalnego kursu EUR/PLN na koniec danego miesiąca a wcześniejszymi oczekiwaniami co do poziomu tej zmiennej⁵.

Podsumowując, poszczególne warianty rozważanej funkcji reakcji Rady Polityki Pieniężnej można zapisać następująco:

Wariant I:

$$\dot{i}_t = \kappa_1 \pi_{t-1} + \lambda_1 \Delta_{12} Y_{t-1} + \phi_1 \Delta e^r_t \quad (3a)$$

Wariant II:

$$\dot{i}_t = \kappa_2 \pi_{t+12}^e \quad (3b)$$

Wariant III:

$$\dot{i}_t = \kappa_3 (\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) + \lambda_3 (\Delta_{12} Y_{t-1} - \Delta_{12} Y_{t-1}^e) + \phi_3 (E_t - E_t^e) \quad (3c)$$

⁵ W trzecim wariancie zamiast kursu średniomiesięcznego wzięto pod uwagę wartość kursu na koniec miesiąca, ponieważ wyniki badań ankietowych agencji Reutera wykorzystane w niniejszym badaniu nie zawierają oczekiwań wobec średniomiesięcznego poziomu kursu, a jedynie wobec poziomu kursu na koniec miesiąca. Ponadto ze względu na brak danych ankietowych na temat przewidywanych wartości kursu realnego (takich badań agencja Reutera nie prowadzi), w tym wariancie funkcji reakcji kurs realny został zastąpiony kursem nominalnym.

W modelu (3a)–(3c) symbole κ_i , λ_i , ϕ_i dla $i = 1, 2, 3$ oznaczają stałe parametry funkcji reakcji banku centralnego, π_{t-1} wyraża stopę inflacji w okresie $t - 1$, π_{t+12}^e oczekiwania inflacyjne na okres $t + 12$ formułowane w okresie t . Zmienna $\Delta_{12} Y_{t-1}^e$ reprezentuje oczekiwania wobec wartości rocznej dynamiki produkcji przemysłowej w okresie $t - 1$, a $\Delta_{12} Y_{t-1}$ rzeczywistą realizację tej zmiennej. Z kolei E_t oznacza poziom nominalnego kursu EUR/PLN na koniec danego miesiąca, a E_t^e stanowi miarę oczekiwań wobec nominalnego kursu EUR/PLN również na koniec miesiąca. Δe^r_t wyraża średniomiesięczne tempo wzrostu realnego kursu walutowego EUR/PLN (zdeflowanego wskaźnikiem cen towarów konsumpcyjnych i usług dla Polski oraz strefy euro).

1.2. Opis danych

W badaniu wykorzystano dane miesięczne z okresu od lutego 2004 do lipca 2005 r. (łącznie 18 obserwacji). Stopa inflacji, liczona jako roczna względna zmiana cen towarów konsumpcyjnych i usług (zmieniana cpi_t), oraz wyrównana sezonowo roczna dynamika produkcji przemysłowej (zmienna prod_t) zostały zaczerpnięte z bazy danych Głównego Urzędu Statystycznego. Wartości nominalnego kursu walutowego zarówno na koniec miesiąca (zmienna E_t), jak i w ujęciu średniomiesięcznym (konieczne do wyznaczenia tempa wzrostu realnego kursu walutowego – zmiennej Δe^r_t) pochodzą z publikacji Narodowego Banku Polskiego, natomiast średnie oczekiwania co do poziomu inflacji (zmiennie cpi_{t+12}^e i cpi_{t-1}^e), produkcji przemysłowej (zmienna $prod_{t-1}^e$) oraz kursu EUR/PLN (zmienna E_t^e)⁶ wyznaczono na podstawie ankiety Reutera przeprowadzanej co miesiąc wśród ekonomistów i analityków bankowych.

⁶ Niewątpliwie lepszym miernikiem oczekiwanej przez RPP przyszłej stopy inflacji byłaby ogłaszana publicznie prognoza inflacji autorstwa samej Rady. Rada nie podaje jednak oficjalnie prognoz inflacji. Wykorzystanie w badaniu prognoz inflacji pochodzących z projekcji inflacyjnej NBP nie jest w tym przypadku możliwe z kilku powodów. Po pierwsze projekcja sporządzana jest przy założeniu niezmiennych stóp procentowych w okresie objętym projekcją, co wcale nie musi być najbardziej prawdopodobnym wariantem. Po drugie projekcja publikowana jest w odstępach kwartalnych i to dopiero od sierpnia 2004 r., co znacznie ogranicza dostępną próbę statystyczną (projekcja sporządzana była już wcześniej, ale jedynie jako wewnętrzny dokument NBP). Po trzecie niektórzy członkowie Rady w swoich wypowiedziach niejednokrotnie dystansowali się wobec projekcji, uznając ją nie za projekcję Rady, tylko zespołu analitycznego NBP. Z tych względów w badaniu posłużono się prognozami inflacji sporządzanymi co miesiąc przez ekonomistów i analityków rynkowych, publikowanymi na stronach agencji Reutera. Wybór tej zmiennej jako miernika oczekiwań inflacyjnych RPP może budzić oczywiście pewne zastrzeżenia. Prognozy inflacji z ankiety Reutera obejmują bowiem horyzont zaledwie jednego roku, podczas gdy badania prowadzone dla gospodarki polskiej wskazują, że polityka pieniężna najsilniej oddziałuje na inflację w perspektywie 5–7 kwartałów i w takim horyzoncie Rada rozpatruje przebieg przyszłej inflacji (RPP 2005). Ponadto prognozy te charakteryzują się dość małą zmiennością, co może utrudniać Radzie podejmowanie na ich podstawie decyzji. Niemniej jednak spośród powszechnie dostępnych prognoz inflacji, sporządzanych w odstępach miesięcznych na okres co najmniej jednego roku, prognozy ekonomistów i analityków rynkowych publikowane przez serwis Reutera – ze względu na swoją reprezentatywność i skalę oddziaływania na zachowanie rynków finansowych – wydają się w tym przypadku najbardziej miarodajne.

1.3. Definicja zmiennej zależnej w indywidualnych funkcjach reakcji członków RPP

Jak już wspomniano, funkcję reakcji o postaci (3a)–(3c) wyznaczono oddzielnie dla każdego członka Rady Polityki Pieniężnej. Zmienna zależna w równaniach (3a)–(3c) ma w niniejszym badaniu charakter zmiennej jakościowej i wyraża kierunek zmiany stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej proponowany przez danego członka Rady Polityki Pieniężnej. Zmiana stopnia restrykcyjności znajduje odzwierciedlenie w zmianie poziomu stopy referencyjnej lub (i) zmianie nastawienia w polityce pieniężnej. Podwyższenie stopy referencyjnej, jak również zmiana nastawienia z łagodnego na neutralne lub z neutralnego na restrykcyjne oznaczają wzrost stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej. Pozostawienie stopy procentowej na niezmiennym poziomie i brak zmiany nastawienia wskazują natomiast, że restrykcyjność polityki pieniężnej się nie zmieniła. Z kolei obniżka stopy referencyjnej, a także zmiana nastawienia z restrykcyjnego na neutralne lub z neutralnego na łagodne są interpretowane jako spadek restrykcyjności polityki pieniężnej⁷.

Tym samym zmienna zależna i_t wyznaczana oddzielnie dla każdego członka Rady Polityki Pieniężnej może przyjąć następujące wartości:

$$i_t = \begin{cases} -1 & \text{– jeżeli w miesiącu } t \text{ dany członek Rady gło-} \\ & \text{sował za zmniejszeniem stopnia restrykcyjno-} \\ & \text{ści polityki pieniężnej,} \\ 0 & \text{– jeżeli w miesiącu } t \text{ dany członek Rady gło-} \\ & \text{sował za pozostawieniem stopnia restrykcyjno-} \\ & \text{ści polityki pieniężnej na niezmiennym po-} \\ & \text{ziomie,} \\ 1 & \text{– jeżeli w miesiącu } t \text{ dany członek Rady gło-} \\ & \text{sował za zwiększeniem stopnia restrykcyjności} \\ & \text{polityki pieniężnej.} \end{cases}$$

Taka definicja zmiennej i_t nie gwarantuje jednak, że każdej obserwacji tej zmiennej można jednoznacznie przypisać odpowiednią wartość -1, 0 lub 1. W badanym okresie zdarzyła się bowiem sytuacja, gdy niektórzy członkowie RPP w trakcie tego samego posiedzenia głosowali za zmianą nastawienia z łagodnego na neutralne (czyli za zaostrzeniem nastawienia) i jednocześnie poparli decyzję o obniżce stóp procentowych. Z tego względu przy wyznaczaniu konkretnych wartości zmiennej i_t należało przyjąć pewne dodatkowe założenia:

- jednoczesne głosowanie za obniżką stóp procentowych (spadek restrykcyjności) i zmianą nastawienia z łagodnego na neutralne (wzrost restrykcyjności) jest traktowane łącznie jako brak zmiany stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, czyli $i_t = 0$,
- jednoczesne głosowanie za obniżką stóp procentowych i przeciwko zmianie nastawienia z neutralnego na łagodne jest interpretowane jako głosowanie za zmniejszeniem stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, czyli $i_t = -1$,
- pod uwagę brane były jedynie wyniki ostatecznego głosowania, tzn. jeżeli któryś z członków Rady w trakcie kilku głosowań cząstkowych na danym posiedzeniu wypowiedział się np. za obniżką stóp procentowych, ale w ostatecznym głosowaniu zagłosował za pozostawieniem stóp na niezmiennym poziomie,

⁷ W artykule zmiany stopy referencyjnej i (lub) zmiany nastawienia określa się jako zmiany stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej. Kwestia ta może budzić pewne wątpliwości, ponieważ jeżeli w gospodarce nie występuje iluzja pieniądza, to restrykcyjność polityki pieniężnej mierzy się raczej za pomocą stóp realnych niż nominalnych (oraz dodatkowo kursu walutowego). Wykorzystanie w artykule pojęcia stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej miało służyć jedynie znalezieniu wspólnego określenia dla zmian stopy referencyjnej i zmian nastawienia przy jednoczesnym zachowaniu krótkości sformułowań i tylko w takim kontekście należy to pojęcie rozumieć. W naszej opinii zaproponowane tutaj nazewnictwo, mimo że nie do końca poprawne, powinno zwiększyć przejrzystość i spójność prowadzonych w artykule rozważań.

Tabela 1. Wartości zmiennej zależnej w indywidualnych funkcjach reakcji poszczególnych członków RPP

	Nazwa zmiennej	02.04	03.04	04.04	05.04	06.04	07.04	08.04	09.04	10.04	11.04	12.04	01.05	02.05	03.05	04.05	05.05	06.05	07.05
Leszek Balcerowicz	LB	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	-1	0	0	-1	0
Jan Czekaj	JC	0	0	1	0	1	0	1	0	0	0	0	-1	-1	-1	0	-1	-1	-1
Dariusz Filar	DF	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-1	0
Stanisław Nieckarz	SN	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	-1	-1	-1	0	0	-1	-1
Marian Noga	MN	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	-1	0	0	-1	0
Stanisław Owsiak	SO	0	0	1	0	1	0	1	0	0	0	0	0	-1	-1	0	-1	-1	-1
Mirosław Pietrewicz	MP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	-1	-1	-1	0	-1	-1	-1
Andrzej Sławiński	AS	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	-1	-1	-1	0	-1	-1	-1
Halina Wasilewska-Trenkner	HWT	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	0	0	-1	0	0	-1	0
Andrzej Wojtyła	AW	0	0	1	0	1	1	1	0	0	0	0	-1	-1	-1	0	-1	-1	-1

Źródło: obliczenia własne. „Raporty o Inflacji” z lat 2004–2005.

to taki rezultat był traktowany jako brak zmiany stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, czyli $i_t = 0$.

W tabeli 1 dla każdego członka Rady Polityki Pieniężnej zamieszczono wartości zmiennej i_t , wyrażającej proponowany kierunek zmiany stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej. Wartości te zostały wyznaczone na podstawie wyników głosowań publikowanych przez Narodowy Bank Polski w „Raportach o Inflacji” w latach 2004–2005.

Warto zwrócić uwagę, że w myśl przyjętej w artykule definicji zmiennej i_t w badanym okresie Marian Noga i Halina Wasilewska-Trenkner głosowali zawsze tak samo jak Leszek Balcerowicz. W trakcie wszystkich branych pod uwagę posiedzeń jednakowo głosowali również Andrzej Sławiński oraz Andrzej Wojtyna. Tym samym przedmiotem rozważań w empirycznej części artykułu będzie jedynie 7 indywidualnych funkcji członków Rady. Wyniki tych rozważań zostaną przedstawione w trzecim rozdziale, natomiast rozdział drugi zawiera opis zastosowanej w artykule metody badawczej, czyli analizy logitowej.

2. Uporządkowany model logitowy

2.1. Postać modelu

Identyfikacja postaci funkcji reakcji RPP została przeprowadzona na podstawie uporządkowanego modelu logitowego (*ordered logit model*), w którym zmienna zależna ma charakter zmiennej jakościowej, ale jej kolejne kategorie ujęte ilościowo można uporządkować od najmniejszej do największej (zob. np. Pindyck, Rubinfeld 1991; Liao 1994; Maddala 1998). W modelu tym zakładamy, że przy podejmowaniu decyzji z zakresu polityki monetarnej każdy członek Rady ma pewną określoną funkcję użyteczności, którą można opisać za pomocą nieobserwowalnej zmiennej I_t^* (gdzie t oznacza numer kolejnego okresu – w tym przypadku miesiąca). Następnie przyjmujemy, że poziom użyteczności, czyli wartość zmiennej I_t^* , zależy od wartości zmiennych występujących w funkcji reakcji banku centralnego jako zmienne objaśniające, co można zapisać ogólnie jako:

$$I_t^* = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + \varepsilon_t = \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_t \quad (4)$$

dla $t = 1, \dots, T$

gdzie x_{it} dla $i = 1, \dots, k$ oznacza zmienne wchodzące w skład funkcji reakcji banku centralnego, β_i odzwierciedla wartość parametru mierzącego wpływ i -tej zmiennej na poziom użyteczności członka Rady, a ε_t stanowi zaburzenie losowe o zerowej wartości oczekiwanej i stałej wariancji. W niniejszym artykule, zgodnie z równaniem (2), zmiennymi objaśniającymi we wzorze (4) mogą być: odchylenie inflacji od celu in-

facyjnego, wielkość luki popytowej oraz tempo wzrostu kursu walutowego.

Zgodnie z przyjętym założeniem I_t^* jest zmienną o charakterze nieobserwowalnym. Wiadomo jednak, że od wartości tej zmiennej, czyli od poziomu użyteczności członka Rady, zależy, jaką decyzję podejmie on w sprawie poziomu stóp procentowych lub nastawienia w polityce monetarnej. Mimo że nie dysponujemy wartościami zmiennej I_t^* , to zamiast tego możemy obserwować decyzje członka Rady, które bezpośrednio zależą od wartości tej zmiennej. Związek pomiędzy wartościami zmiennej Y_t , opisującej decyzję członka RPP⁸, a nieobserwowalnym indeksem I_t^* możemy wyrazić następująco (por. np. Liao 1994):

$$y_t = -1, \text{ jeżeli } -\infty < I_t^* < \tau_1 \quad (5a)$$

$$y_t = 0, \text{ jeżeli } \tau_1 \leq I_t^* < \tau_2 \quad (5b)$$

$$y_t = 1, \text{ jeżeli } \tau_2 \leq I_t^* < \infty \quad (5c)$$

Wzory (5a)–(5c) oznaczają, że jeżeli nieobserwowalna zmienna I_t^* , stanowiąca zgodnie z (4) kombinację liniową zmiennych wchodzących w skład funkcji reakcji banku centralnego, będzie mniejsza od pewnej granicznej wartości τ_1 , to dany członek RPP podejmie decyzję o zmniejszeniu stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej (czyli decyzję o obniżce stóp bądź o zmianie nastawienia z restrykcyjnego na neutralne lub z neutralnego na łagodne). Jeżeli zmienna I_t^* znajdzie się w przedziale od τ_1 do τ_2 , to członek Rady zagłosuje za pozostawieniem stóp i nastawienia na niezmiennym poziomie. Jeżeli zmienna I_t^* przekroczy graniczną wartość τ_2 , to dany członek Rady będzie głosował za zaostrzeniem polityki monetarnej (czyli za podwyżką stóp lub zmianą nastawienia na bardziej restrykcyjne).

Opisana zależność wskazuje zatem, że wzrostowi wartości zmiennej I_t^* towarzyszy wzrost restrykcyjności polityki monetarnej, wyrażany przez danego członka Rady.

Przyjmując konkretną postać rozkładu dla składnika losowego ε_t , parametry równania (4) można oszacować za pomocą metody największej wiarygodności. W literaturze przedmiotu najczęściej stosuje się dwa typy rozkładów: rozkład normalny oraz rozkład logistyczny. W pierwszym przypadku rozważany model nazywamy modelem probitowym, w drugim przypadku otrzymujemy model logitowy (Pindyck, Rubinfeld 1991). W opisywanym badaniu przyjęto, że składnik losowy ε_t ma rozkład logistyczny⁹.

Po wybraniu odpowiedniego rozkładu możemy wyznaczyć warunkowe prawdopodobieństwa podjęcia

⁸ Zmienna y_t w rozdziale drugim odpowiada zmiennej i_t występującej w pozostałych częściach artykułu.

⁹ Należy przy tym dodać, że wyniki otrzymane dla modelu probitowego były bardzo podobne do tych, które przedstawiono w niniejszym artykule dla modelu logitowego.

przez członka Rady decyzji o złagodzeniu, pozostawieniu bez zmian lub zaostrzeniu polityki monetarnej.

Warunkowe – względem wartości zmiennych wchodzących w skład wektora \mathbf{x}_t – prawdopodobieństwo złagodzenia polityki monetarnej można wyrazić jako:

$$P(y_t = -1 | \mathbf{x}_t) = P(I_t^* < \tau_1 | \mathbf{x}_t) = P(\mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_t < \tau_1 | \mathbf{x}_t) = P(\varepsilon_t < \tau_1 - \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta} | \mathbf{x}_t) = F(\tau_1 - \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta}) \quad (6)$$

Po przyjęciu założenia o logistycznym rozkładzie składnika losowego ε_t ostatecznie daje to:

$$P(y_t = -1 | \mathbf{x}_t) = \frac{\exp(\tau_1 - \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\tau_1 - \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta})} \quad (7a)$$

Analogicznie można również wyrazić warunkowe prawdopodobieństwo braku zmian w polityce monetarnej i zaostrzenia polityki monetarnej:

$$P(y_t = 0 | \mathbf{x}_t) = \frac{\exp(\tau_2 - \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\tau_2 - \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta})} - \frac{\exp(\tau_1 - \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\tau_1 - \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta})} \quad (7b)$$

$$P(y_t = 1 | \mathbf{x}_t) = 1 - \frac{\exp(\tau_2 - \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\tau_2 - \mathbf{x}_t^T \boldsymbol{\beta})} \quad (7c)$$

Korzystając ze wzorów (7a)–(7c), logarytm z funkcji wiarygodności dla rozważanego modelu logitowego można zapisać w postaci:

$$L(\boldsymbol{\beta}, \tau | \mathbf{y}, \mathbf{X}) = \prod_{j=-1, 0, 1} P(y_t = j | \mathbf{x}_t, \boldsymbol{\beta}, \tau) = \prod_{i=1}^T \left[\frac{\exp(\tau_1 - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\tau_1 - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right] \left[\frac{\exp(\tau_2 - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\tau_2 - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} - \frac{\exp(\tau_1 - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\tau_1 - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right] \left[1 - \frac{\exp(\tau_2 - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\tau_2 - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})} \right] \quad (8)$$

Estymatory parametrów $\boldsymbol{\beta}$ i punktów granicznych τ otrzymane w wyniku maksymalizacji wartości funkcji wiarygodności (8) są zgodne i asymptotycznie najefektywniejsze (Maddala 1998). Jako miarę dopasowania w uporządkowanych modelach logitowych (i w ogóle w modelach jakościowej zmiennej zależnej) stosuje się tzw. współczynnik pseudo- R^2 McFaddena, który może przyjmować wartości z przedziału od 0 do 1. Im bliższa jedności jest wartość pseudo- R^2 McFaddena, tym lepsze dopasowanie modelu do danych rzeczywistych.

2.2. Interpretacja parametrów $\boldsymbol{\beta}$

Zgodnie ze wzorem (4), wartość parametru β_i wyraża zmianę wartości zmiennej I_t^* spowodowaną jednostkowym przyrostem wartości zmiennej x_{it} . Jednak ze względu na nieobserwowalny charakter zmiennej I_t^* bardziej interesująca jest interpretacja parametrów $\boldsymbol{\beta}$

w kategoriach zmian prawdopodobieństwa przyjęcia przez zmienną Y_t określonej wartości -1, 0 lub 1 względem zmian wartości zmiennych objaśniających w równaniu (4). W szczególności przedmiotem rozważań mogą być tutaj następujące relacje:

- zmiana wartości prawdopodobieństwa, że dany członek RPP zgłasza za zmniejszeniem stopnia restrykcyjności polityki monetarnej ($y_t = -1$), spowodowana jednostkowym przyrostem zmiennej objaśniającej x_{it} czyli:

$$\frac{\partial P(y_t = -1)}{\partial x_{it}} = -\beta_i \frac{\exp(\tau_1 - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{(1 + \exp(\tau_1 - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}))^2} = -\beta_i P(y_t = -1)[1 - P(y_t = -1)] \quad (9a)$$

- zmiana wartości prawdopodobieństwa, że dany członek RPP zgłasza za zwiększeniem stopnia restrykcyjności polityki monetarnej ($y_t = 1$), spowodowana jednostkowym przyrostem zmiennej objaśniającej x_{it} czyli:

$$\frac{\partial P(y_t = 1)}{\partial x_{it}} = \beta_i \frac{\exp(\tau_2 - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta})}{(1 + \exp(\tau_2 - \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta}))^2} = \beta_i [1 - P(y_t = 1)] P(y_t = 1) \quad (9b)$$

Wzory (9a) i (9b) wskazują, że ze względu na nieliniową postać równań (7a)–(7c) krańcowe zmiany prawdopodobieństwa względem zmiennej x_{it} zależą od wartości wszystkich zmiennych objaśniających występujących w danym modelu. Z tego względu parametry β_i dla $i = 1, \dots, k$ należy interpretować dla konkretnych wartości zmiennych wchodzących w skład wektora \mathbf{x}_t . Niemniej jednak zależność (9b) wyraźnie pokazuje, że kierunek zmian wartości prawdopodobieństwa wzrostu stopnia restrykcyjności polityki monetarnej zależy wyłącznie od znaku parametru β_i . Dodatnia wartość β_i oznacza, że wzrost x_{it} spowoduje wzrost wartości tego prawdopodobieństwa, podczas gdy wartość ujemna pociągnie za sobą jego spadek.

2.3. Interpretacja punktów granicznych τ

W uporządkowanym modelu logitowym z wieloma zmiennymi objaśniającymi wartości graniczne τ_1 i τ_2 wchodzące w skład wektora τ nie mają bezpośredniej interpretacji. Jednak w modelu z jedną zmienną objaśniającą możemy dokonać interpretacji ilorazów τ_1/β_1 oraz τ_2/β_1 . Zgodnie ze wzorami (4) oraz (5a)–(5c) określają one przedział zmienności dla zmiennej objaśniającej, przy którym dany członek RPP zgłasza za pozostawieniem stopnia restrykcyjności polityki monetarnej bez zmian. Tym samym wartości zmiennej objaśniającej mniejsze od τ_1/β_1 implikują decyzję o złagodzeniu polityki monetarnej, a wartości większe

lub równe τ_2/β_1 – decyzję o jej zaostrzeniu. Ponieważ w jednym z rozważanych wariantów funkcji reakcji RPP (wariant II) występuje tylko jedna zmienna objaśniająca, w empirycznej części artykułu dla tego modelu również zostanie przedstawiona interpretacja ilorazów τ_1/β_1 oraz τ_2/β_1 .

2.4. Prognozowanie na podstawie uporządkowanego modelu logitowego

Podstawiając do wzorów (7a)–(7c) oceny parametrów $\hat{\beta}$ i $\hat{\tau}$ w miejsce ich prawdziwych wartości β i τ , możemy obliczyć teoretyczne wartości warunkowych prawdopodobieństw spadku, braku zmiany i wzrostu stopnia restrykcyjności polityki monetarnej, czyli:

$$\hat{P}(y_t = -1 | \mathbf{x}_t) = \frac{\exp(\hat{\tau}_1 - \mathbf{x}_t^T \hat{\beta})}{1 + \exp(\hat{\tau}_1 - \mathbf{x}_t^T \hat{\beta})}, \quad (10a)$$

$$\hat{P}(y_t = 0 | \mathbf{x}_t) = \frac{\exp(\hat{\tau}_2 - \mathbf{x}_t^T \hat{\beta})}{1 + \exp(\hat{\tau}_2 - \mathbf{x}_t^T \hat{\beta})} - \frac{\exp(\hat{\tau}_1 - \mathbf{x}_t^T \hat{\beta})}{1 + \exp(\hat{\tau}_1 - \mathbf{x}_t^T \hat{\beta})} \quad (10b)$$

$$\hat{P}(y_t = 1 | \mathbf{x}_t) = 1 - \frac{\exp(\hat{\tau}_2 - \mathbf{x}_t^T \hat{\beta})}{1 + \exp(\hat{\tau}_2 - \mathbf{x}_t^T \hat{\beta})} \quad (10c)$$

Następnie według zasady maksymalnego prawdopodobieństwa¹⁰ możemy wyznaczyć prognozy de-

¹⁰ Metodę tę stosujemy ze względu na to, że praktycznie teoretyczne wartości prawdopodobieństw prawie nigdy nie są równe 1. Jednak Franses et al. (1999) wskazują, że jeżeli liczba decyzji jednego typu (np. złagodzenie polityki monetarnej) jest istotnie mniejsza od liczby pozostałych decyzji, to podejście takie nie zawsze jest właściwe.

cyzji podjętych przez danego członka Rady dla każdego okresu t . Jako prognozę przyjmuje się wtedy tę wartość y_t dla której teoretyczna wartość prawdopodobieństwa jest największa.

3. Wyniki analizy indywidualnych funkcji reakcji członków Rady Polityki Pieniężnej

3.1. Funkcja reakcji z inflacją, luką popytową i kursem walutowym – wariant I

Pierwszy z rozważanych wariantów funkcji reakcji odpowiada hipotezie, zgodnie z którą członkowie RPP podejmują decyzje, kierując się jedynie informacjami z przeszłości, czyli działają według zasady *backward looking*. W wariacie tym indywidualne funkcje reakcji członków RPP określone wzorem (3a) zawierały początkowo: opóźnioną o jeden okres stopę inflacji, opóźnioną o jeden okres wyrównaną sezonowo roczną dynamikę produkcji przemysłowej oraz średniomiesięczne tempo wzrostu realnego kursu walutowego EUR/PLN. Otrzymane wyniki pokazały jednak, że we wszystkich branżach pod uwagę funkcjach reakcji zmienna reprezentująca zmiany realnego kursu walutowego była statystycznie nieistotna. Z tego względu dokonano respecyfikacji równania (3a), pozostawiając w nim jedynie opóźnioną stopę inflacji oraz opóźnioną dynamikę produkcji przemysłowej.

Ostateczne wyniki estymacji dla równania (3a) zamieszczone w tabeli 2 potwierdziły, że zmienna wyrażająca opóźnioną o jeden okres stopę inflacji była statystycznie istotna jedynie w funkcjach reakcji

Tabela 2. Wyniki estymacji dla indywidualnych funkcji reakcji typu *backward looking* w wariacie I

Członek Rady (1)	Zmienna (2)	Ocena parametru (3)	Błąd standardowy (4)	p-value (5)	pseudo-R2 (6)
LB/MN/HWT	<i>cpi(-1)</i>	90,71	61,92	0,1429	0,246
	<i>prod(-1)</i>	29,72	15,42	0,0540	
JC	<i>cpi(-1)</i>	77,52	53,49	0,1473	0,330
	<i>prod(-1)</i>	32,15	12,09	0,0078	
DF	<i>cpi(-1)</i>	137,27	92,32	0,1371	0,280
	<i>prod(-1)</i>	38,75	24,18	0,1090	
SN	<i>cpi(-1)</i>	56,57	53,71	0,2922	0,269
	<i>prod(-1)</i>	25,34	11,23	0,0241	
SO	<i>cpi(-1)</i>	96,29	55,69	0,0838	0,333
	<i>prod(-1)</i>	32,06	12,44	0,0100	
MP	<i>cpi(-1)</i>	67,37	84,20	0,4237	0,563
	<i>prod(-1)</i>	41,63	19,57	0,0334	
AS/AW	<i>cpi(-1)</i>	109,46	59,39	0,0653	0,363
	<i>prod(-1)</i>	36,23	13,54	0,0075	

Źródło: obliczenia własne.

skonstruowanych dla *SO* oraz *AS/AW* i to przy poziomie istotności równym 10%. Taki rezultat pozwala wnioskować, że dla większości członków Rady należy odrzucić hipotezę, że ustalają poziom stóp procentowych na podstawie przeszłych wartości inflacji, czyli działają według zasady *backward looking*.

Naturalną konsekwencją odrzucenia funkcji reakcji typu *backward looking* jest przejście do kolejnej postaci funkcji reakcji, tym razem odpowiadającej hipotezie, że członkowie Rady przy podejmowaniu decyzji starają się kierować przyszłymi, a nie przeszłymi wartościami inflacji, co można określić mianem działania typu *forward looking*.

W celu weryfikacji tej hipotezy dokonano respecyfikacji równania (3a), zastępując opóźnioną stopę inflacji bieżącą stopą inflacji. Otrzymano funkcję reakcji o następującej postaci:

$$i_t = \kappa_1 \pi_t + \lambda_1 \Delta_{12} y_{t-1} + \phi_1 e^{sr}_t. \quad (11)$$

Zgodnie ze wzorem (11) członkowie RPP, ustalając poziom stóp procentowych (lub określając nastawienie) w miesiącu t , biorą pod uwagę poziom inflacji w miesiącu t , a nie w miesiącu $t-1$, poprzedzającym posiedzenie Rady. Ponieważ nie znają jeszcze poziomu inflacji w miesiącu t (dane na temat inflacji publikowane są z opóźnieniem około 14 dni), postać równania (11) oznacza, że po pierwsze członkowie Rady potrafią prawidłowo antycypować przyszłe zmiany inflacji w horyzoncie przynajmniej jednego miesiąca, a po drugie kierują się nimi przy podejmowaniu bieżących decyzji co do poziomu stopy procentowej i na-

stawienia. Z tego względu sposób podejmowania decyzji przez członków RPP opisany równaniem (11) można określić jako *forward looking*.

Wyniki estymacji otrzymane dla równania (11) wskazują, że we wszystkich siedmiu indywidualnych funkcjach reakcji zmienna opisująca tempo wzrostu realnego kursu walutowego, podobnie jak w przypadku funkcji reakcji typu *backward looking*, okazała się statystycznie nieistotna (przy poziomie istotności 10%)¹¹. Jednak tym razem w większości szacowanych równań zmienna wyrażająca stopę inflacji była statystycznie istotna. Ponadto dla wszystkich rozważanych funkcji wartość współczynnika pseudo-R² McFaddena była istotnie wyższa niż w poprzednim przypadku, co świadczy o tym, że model (11) jest lepiej dopasowany do danych rzeczywistych niż model (3a). Szczegółowe wyniki estymacji zostały zamieszczone w tabeli 3.

Wartości przedstawione w tabeli 3 wskazują, że w każdej z siedmiu indywidualnych funkcji reakcji zmienna $prod_{t-1}$, wyrażająca tempo wzrostu produkcji przemysłowej, była statystycznie istotna przy poziomie istotności równym 10%. Z kolei przy tym samym poziomie istotności zmienna cpi_t , reprezentująca bieżącą stopę inflacji, była istotna w 4 spośród 7 równań, natomiast w jednym (dla *JC*) znalazła się jedynie nieznacznie poza przedziałem istotności. Wpływ bieżą-

¹¹ Należy podkreślić, że statystyka wyznaczana jako iloraz oceny parametru i odpowiadającego jej błędu standardowego ma w modelach logitowych jedynie asymptotyczny rozkład t-Studenta. Dlatego w przypadku modeli konstruowanych dla małych prób (co dotyczy również niniejszego badania) wnioskowanie na temat statystycznej istotności zmiennych należy traktować z dużą ostrożnością.

Tabela 3. Wyniki estymacji dla indywidualnych funkcji reakcji typu *forward looking* w wariancie I

Członek Rady	Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	p-value	pseudo-R ²	$\frac{\partial P(y_t=1)}{\partial cpi_t}$	$\frac{\partial P(y_t=-1)}{\partial cpi_t}$	$\frac{\partial P(y_t=1)}{\partial prod_{t-1}}$	$\frac{\partial P(y_t=-1)}{\partial prod_{t-1}}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>LB/MN</i>	<i>cpi</i>	98,32	57,45	0,0870	0,282	0,5%	0,5%	1,2%	1,3%
<i>/HWT</i>	<i>prod(-1)</i>	24,87	13,44	0,0584					
<i>JC</i>	<i>cpi</i>	84,20	51,74	0,1036	0,352	0,3%	2,0%	0,8%	6,7%
	<i>prod(-1)</i>	28,47	10,99	0,0096					
<i>DF</i>	<i>cpi</i>	158,72	89,06	0,0747	0,358	0,3%	0,2%	0,5%	0,3%
	<i>prod(-1)</i>	31,93	18,99	0,0928					
<i>SN</i>	<i>cpi</i>	76,54	55,46	0,1676	0,307	0,1%	1,6%	0,3%	4,6%
	<i>prod(-1)</i>	22,67	10,68	0,0338					
<i>SO</i>	<i>cpi</i>	101,69	55,07	0,0648	0,357	0,3%	2,1%	0,7%	5,5%
	<i>prod(-1)</i>	27,10	11,07	0,0144					
<i>MP</i>	<i>cpi</i>	79,18	82,55	0,3375	0,576	–	1,7%	–	7,9%
	<i>prod(-1)</i>	37,84	18,96	0,0460					
<i>AS/AW</i>	<i>cpi</i>	109,25	55,77	0,0501	0,382	0,4%	2,6%	1,0%	7,4%
	<i>prod(-1)</i>	30,62	11,69	0,0088					

Uwagi: w kolumnie 7 (8) zamieszczono krańcowe zmiany prawdopodobieństwa wzrostu (spadku) stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, odpowiadające wzrostowi (spadkowi) bieżącej inflacji o 0,1 pkt proc. z poziomu 2,5%, przy założeniu, że dynamika produkcji była równa średniej wartości w próbie, czyli 8,8%. Analogicznie w kolumnie 9 (10) znajdują się krańcowe zmiany prawdopodobieństwa wzrostu (spadku) stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, odpowiadające wzrostowi (spadkowi) opóźnionej o jeden okres dynamiki produkcji przemysłowej o 1 pkt proc. z poziomu 8,8%, przy stopie inflacji równej 2,5%. Dla *MP* krańcowe prawdopodobieństwa wzrostu stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej nie zostały wyznaczone, ponieważ ten członek RPP, zgodnie z przyjętą w artykule definicją, w badanym okresie ani razu nie zagłosował za zaostrzeniem polityki pieniężnej.

Źródło: obliczenia własne.

cych wartości zmiennej cp_t na decyzje członka Rady okazał się statystycznie nieistotny w przypadku funkcji reakcji dla *SN* (p-value = 0,1676) i *MP* (p-value = 0,3375)¹².

Analiza krańcowych przyrostów prawdopodobieństwa wskazuje, że przy wzroście inflacji o 0,1 pkt proc. wzrost prawdopodobieństwa zaostrzenia polityki pieniężnej jest największy dla *LB/MN/HWT* (kolumna 7), podczas gdy przy spadku inflacji o 0,1 pkt proc. największy wzrost prawdopodobieństwa złagodzenia polityki pieniężnej ma miejsce dla *AS/AW* (kolumna 8). Również na wzrost produkcji przemysłowej najsilniej reagują w swoich decyzjach *LB/MN/HWT* (kolumna 9), podczas gdy spadek produkcji powoduje największy wzrost prawdopodobieństwa złagodzenia polityki monetarnej w przypadku *MP* oraz ponownie *AS/AW* (kolumna 10). Spośród wszystkich modeli branych pod uwagę najlepiej dopasowana do danych rzeczywistych okazała się funkcja reakcji skonstruowana dla *MP* (najwyższa wartość współczynnika pseudo-R2 McFaddena).

W kolejnym kroku tej części badania porównano zdolności prognostyczne omówionych powyżej modeli, zgodnie ze wzorem (11) wyrażających funkcję reakcji typu *forward looking*. W tabeli 4 zestawiono ze sobą rzeczywiste decyzje członków RPP oraz wyznaczone według zasady maksymalnego prawdopodobieństwa (zob. podrozdział 2.4) prognozy tych decyzji.

¹² W tych dwóch modelach wpływ inflacji opóźnionej o jeden okres był także statystycznie nieistotny (zob. tabela 2).

Na podstawie wyników zamieszczonych w tabeli 4 można przyjąć, że najlepszymi zdolnościami prognostycznymi odznacza się model zaproponowany do opisu funkcji reakcji *MP*. W przypadku tego modelu aż 16 z 18 decyzji zostało przewidzianych prawidłowo. Warto jednak zwrócić uwagę, że zgodnie z przyjętą w artykule klasyfikacją *MP* nigdy nie zagłosował za zwiększeniem stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej, co pozwoliło ograniczyć liczbę rozpatrywanych kategorii do dwóch i niewątpliwie przyczyniło się do uzyskania tak wysokiej trafności prognoz.

Z kolei najmniej trafne prognozy uzyskano na podstawie modelu skonstruowanego dla *JC*. W tym przypadku prognozy wyznaczone według zasady maksymalnego prawdopodobieństwa aż siedmiokrotnie różniły się od rzeczywistych decyzji podjętych przez członka Rady.

Ogółem średni błąd prognozy dla wszystkich rozważanych modeli wyniósł około 27% (34 błędne wskazania na 126 możliwych).

Dla każdej z rozważanych w tym podrozdziale funkcji reakcji typu *forward looking* na podstawie wzorów (10a)–(10c) wyznaczono także teoretyczne wartości prawdopodobieństwa zmniejszenia, braku zmiany i zwiększenia stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej przy założeniu, że inflacja znajduje się poniżej, w środku oraz powyżej dopuszczalnego pasma wahań celu inflacyjnego, określonego na 2,5 +/- 1%.

Tabela 4. Porównanie zdolności prognostycznych indywidualnych funkcji reakcji członków RPP - wariant I

Członek Rady	Oznaczenie decyzji	Liczba rzeczywistych decyzji	Liczba decyzji trafionych	Błąd	Łączny błąd
<i>LB/MN/HWT</i>	-1	2	1	1	4
	0	12	11	1	
	1	4	2	2	
<i>JC</i>	-1	6	4	2	7
	0	9	7	2	
	1	3	0	3	
<i>DF</i>	-1	1	0	1	4
	0	13	12	1	
	1	4	2	2	
<i>SN</i>	-1	5	3	2	5
	0	12	10	2	
	1	1	0	1	
<i>SO</i>	-1	5	4	1	6
	0	10	8	2	
	1	3	0	3	
<i>MP</i>	-1	6	5	1	2
	0	12	11	1	
	1	–	–	–	
<i>AS/AW</i>	-1	6	4	2	6
	0	8	6	2	
	1	4	2	2	

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Teoretyczne wartości prawdopodobieństw warunkowych dla wybranych poziomów inflacji (w %)

Członek Rady	CPI = 1,5%			CPI = 2,5%			CPI = 3,5%		
	$P(y_t = -1)$	$P(y_t = 0)$	$P(y_t = 1)$	$P(y_t = -1)$	$P(y_t = 0)$	$P(y_t = 1)$	$P(y_t = -1)$	$P(y_t = 0)$	$P(y_t = 1)$
LB/MN/HWT	13,7	84,4	1,9	5,6	89,4	5,0	2,2	85,5	12,3
JC	58,3	40,4	1,3	37,6	59,4	3,1	20,6	72,6	6,8
DF	4,7	94,9	0,4	1,0	97,3	1,7	0,2	91,8	8,0
SN	46,1	53,4	0,5	28,5	70,4	1,1	15,6	82,0	2,4
SO	52,3	46,7	1,0	28,4	68,9	2,7	12,5	80,3	7,1
MP	48,5	51,5	0,0	29,9	70,1	0,0	16,2	83,8	0,0
AS/AW	67,1	31,7	1,2	40,6	56,0	3,4	18,7	71,9	9,4

Uwaga: dla MP wartości prawdopodobieństw wzrostu stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej są równe zero, ponieważ ten członek RPP – zgodnie z przyjętą w artykule definicją – w badanym okresie ani razu nie głosował za zaostrzeniem polityki pieniężnej. Wszystkie prawdopodobieństwa warunkowe zostały wyznaczone przy jednakowym poziomie dynamiki produkcji przemysłowej równym średniej wartości z próby, tj. 8,8%.

Źródło: obliczenia własne.

Wartości zebrane w tabeli 5 pokazują, że gdy stopa inflacji jest równa dolnej granicy celu inflacyjnego¹³, największe prawdopodobieństwo zmniejszenia stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej można przypisać członkom Rady AS i AW (67,1%). Z kolei dla DF prawdopodobieństwo złagodzenia polityki pieniężnej jest w tej sytuacji najmniejsze i wynosi zaledwie 4,7%.

Przy poziomie inflacji równym górnej granicy celu podjęcie decyzji o zwiększeniu restrykcyjności polityki pieniężnej jest najbardziej prawdopodobne u członków Rady LB, MN oraz HWT. Za zaostrzeniem polityki pieniężnej przy tym poziomie inflacji najmniej chętnie zagłosowałby SN (z wyłączeniem MP, który zgodnie z modelem takiej decyzji w ogóle nie podejmuje). Widać przy tym wyraźnie, że zachowanie większości członków RPP w sytuacjach, gdy inflacja znajduje się w okolicach dolnej i górnej granicy dopuszczalnego pasma wahań, cechuje pewna asymetria. Polega ona na tym, że prawdopodobieństwo zmniejszenia stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej przy inflacji równej 1,5% jest istotnie większe niż prawdopodobieństwo zwiększenia stopnia restrykcyjności przy inflacji równej 3,5% (asymetria ta nie występuje jedynie w przypadku decyzji podejmowanych przez LB/MN/HWT oraz DF).

Znaczna asymetria jest również widoczna, gdy weźmiemy pod uwagę opisane na podstawie modelu zachowanie członków Rady w przypadku, gdy stopa inflacji jest równa celowi inflacyjnemu, czyli 2,5%. Aż w pięciu przypadkach prawdopodobieństwo złagodzenia polityki pieniężnej jest istotnie wyższe niż prawdopodobieństwo jej zaostrzenia, a tylko u jednego członka Rady (DF) prawdopodobieństwo to jest nieznacznie niższe. Warto jednak zwrócić uwagę, że wszystkie prawdopodobieństwa warunkowe w tabeli 5 zostały obliczone przy założeniu, że w danym momencie roczna dynamika produkcji przemysłowej jest

równa 8,8% (co odpowiada średniej wartości z próby). Przy innych wartościach tej zmiennej rozkład prawdopodobieństw byłby niewątpliwie odmienny. Z tego względu stwierdzenie, czy członków Rady cechuje asymetria przy podejmowaniu decyzji w obliczu wysokiej i niskiej inflacji, zależy od tego, jaki obserwowany wzrost produkcji Rada uznaje za odpowiadający wzrostowi potencjalnemu¹⁴.

3.2. Funkcja reakcji z oczekiwaniami inflacyjnymi

W drugiej części badania przeanalizowano indywidualne funkcje reakcji członków RPP odpowiadające równaniu (3b), w których jedyną zmienną objaśniającą była zmienna wyrażająca oczekiwania rynkowe wobec poziomu inflacji za 12 miesięcy. Zgodnie z postawioną tutaj hipotezą Rada zamiast reagować na determinanty przyszłej inflacji, czyli bieżącą inflację, wielkość luki popytowej i tempo wzrostu kursu walutowego, reaguje jedynie na zmiany prognozy inflacji sporządzanej na okres w przybliżeniu odpowiadający okresowi oddziaływania polityki monetarnej (12 miesięcy). Wyniki estymacji dla tego wariantu funkcji reakcji zawiera tabela 6.

Spośród wszystkich rozważanych funkcji reakcji jedynie w modelu opisującym sposób podejmowania decyzji przez DF zmienna wyrażająca poziom przyszłej inflacji okazała się statystycznie istotna (przy poziomie istotności równym 10%). W pięciu modelach zmienna ta była istotna przy poziomie istotności 5%, a w jednym przy poziomie 10%. We wszystkich modelach znaki ocen parametrów okazały się zgodne z oczekiwaniami (wzrost poziomu przyszłej inflacji powoduje wzrost prawdopodobieństwa zaostrzenia polityki pieniężnej), przy czym wzrost prognozowanej inflacji powoduje największy wzrost prawdopodobieństwa zaostrzenia polityki monetarnej w modelach z udziałem AS/AW oraz LB/MN/HTW. Z drugiej strony spadek przyszłej

¹³ Jako dolną granicę celu inflacyjnego rozumiemy tutaj dolną granicę dopuszczalnego pasma odchylenia dla inflacji od celu wynoszącego 2,5%.

¹⁴ U większości członków Rady asymetria ta znika dopiero wtedy, gdy przyjmujemy dynamikę produkcji na poziomie około 13,5%.

Tabela 6. Wyniki estymacji dla indywidualnych funkcji reakcji członków RPP - wariant II

Członek Rady	Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	p-value	pseudo-R2	$\frac{\partial P(y=1)}{\partial cpi_{t+12}^e}$ (7)	$\frac{\partial P(y=-1)}{\partial cpi_{t+12}^e}$ (8)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LB/MN/HWT	cpi_{t+12}^e	575,21	309,84	0,063	0,282	5,2%	1,2%
JC	cpi_{t+12}^e	512,15	198,17	0,010	0,292	3,9%	9,7%
DF	cpi_{t+12}^e	856,15	562,28	0,128	0,302	4,2%	0,1%
SN	cpi_{t+12}^e	312,67	156,37	0,046	0,171	1,1%	5,5%
SO	cpi_{t+12}^e	767,01	303,81	0,012	0,439	3,0%	7,0%
MP	cpi_{t+12}^e	476,40	198,85	0,017	0,392	-	9,3%
AS/AW	cpi_{t+12}^e	531,77	201,63	0,008	0,297	5,5%	9,9%

Uwaga: w kolumnie 7. zamieszczono krańcowe zmiany prawdopodobieństwa wzrostu stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej (odpowiadające wzrostowi przyszłej inflacji o 0,1 pkt proc., z poziomu 2,5%), natomiast w kolumnie 8. – krańcowe zmiany prawdopodobieństwa spadku stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej (odpowiadające spadkowi przyszłej inflacji o 0,1 pkt proc., z poziomu 2,5%)

Źródło: obliczenia własne.

inflacji powoduje największy wzrost prawdopodobieństwa złagodzenia polityki monetarnej w funkcjach reakcji skonstruowanych dla AS/AW, JC oraz MP. Rozważając obydwa przypadki łącznie, można stwierdzić, że na zmiany przyszłej inflacji najczęściej reagują AS oraz AW.

Oceniając zdolności prognostyczne oszacowanych modeli (zob. tabela 7), można stwierdzić, że rzeczywiste decyzje członka Rady w największym stopniu są odwzorowane przez funkcję reakcji skonstruowaną dla MP, podczas gdy najwięcej nietrafionych decyzji otrzymano na podstawie modeli dla LB/MN/HWT. Warto przy tym zwrócić uwagę, że średni błąd prognozy dla wszystkich modeli łącznie wynosi 28,6% i jest większy niż średni błąd prognozy dla funkcji reakcji o postaci (3a) (27%), oszacowanych w podrozdziale 3.1.

Ze względu na to, że w wariacie funkcji reakcji (3b) omawianym w tym podrozdziale występuje tylko jedna zmienna objaśniająca cpi_{t+12}^e , na podstawie oszacowań wartości punktów granicznych $\hat{\tau}_1$ i $\hat{\tau}_2$ oraz oceny parametru $\hat{\beta}$ występującego przy tej zmiennej można wyznaczyć graniczne wartości zmiennej cpi_{t+12}^e , przy których zgodnie ze wzorami (5a)–(5c) następuje zmiana decyzji członka Rady. Jak wspomniano w podrozdziale 2.3, wartości graniczne dla zmiennej cpi_{t+12}^e obliczamy, dzieląc wartości $\hat{\tau}_1$ i $\hat{\tau}_2$ przez ocenę parametru $\hat{\beta}$. Wartości te wyznaczone oddzielnie dla każdej z rozważanych indywidualnych funkcji reakcji członków Rady zamieszczono na wykresie 1.

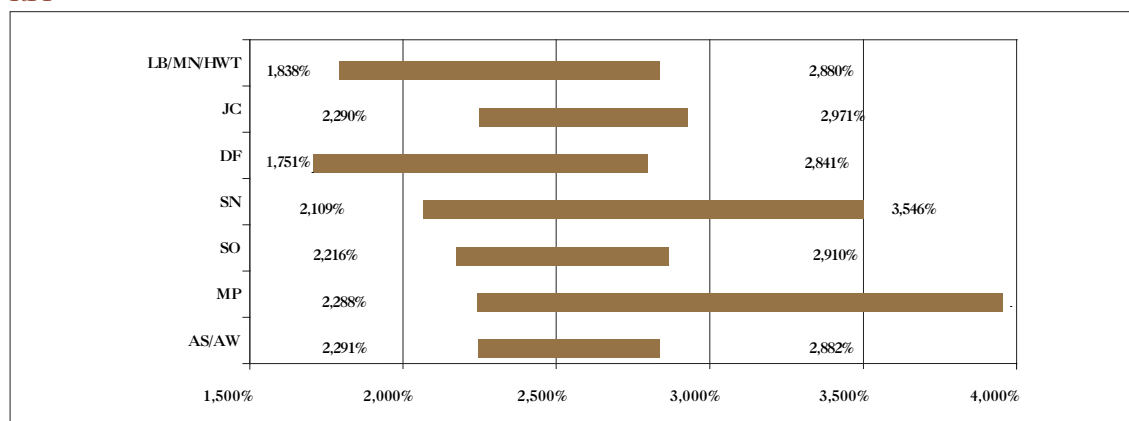
Zaznaczony na wykresie przedział zmienności dla przyszłej stopy inflacji (zmienna cpi_{t+12}^e) odpowiada decyzji członka Rady o głosowaniu za pozostawieniem

Tabela 7. Porównanie zdolności prognostycznych indywidualnych funkcji reakcji członków RPP - wariant II

Członek Rady	Oznaczenie decyzji	Liczba rzeczywistych decyzji	Liczba decyzji trafionych	Błąd	Łączny błąd
LB/MN/HWT	-1	2	0	2	7
	0	12	10	2	
	1	4	1	3	
JC	-1	6	5	1	5
	0	9	8	1	
	1	3	0	3	
DF	-1	1	0	1	5
	0	13	12	1	
	1	4	1	3	
SN	-1	5	3	2	5
	0	12	10	2	
	1	1	0	1	
SO	-1	5	4	1	5
	0	10	9	1	
	1	3	0	3	
MP	-1	6	4	2	3
	0	12	11	1	
	1	-	-	-	
AS/AW	-1	6	5	1	6
	0	8	6	2	
	1	4	1	3	

Źródło: obliczenia własne.

Wykres 1 Graniczne wartości prognozy inflacji dla decyzji podejmowanych przez członków RPP



Źródło: obliczenia własne.

stawieniem stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej bez zmian¹⁵. Jeżeli zatem prognoza przyszłej inflacji przyjmie wartość niższą niż lewy koniec tego przedziału, to członek RPP będzie głosował za złagodzeniem polityki monetarnej, a jeżeli wyższą lub równą prawemu końcowi przedziału, to zagłosuje za jej zaostrzeniem. Dane przedstawione na wykresie wskazują, że najniższe wartości graniczne (zarówno górną, jak i dolną) otrzymano w przypadku funkcji reakcji oszacowanej dla *DF* oraz *LB/MN/HWT*. Z kolei najwyższą dolną wartością graniczną dla przyszłej inflacji odznacza się funkcja reakcji *AS/AW* oraz, w dalszej kolejności, funkcje reakcji *MP* i *JC*. Spośród możliwych do oszacowania górnych wartości granicznych największą wartość uzyskano dla funkcji reakcji *SN*¹⁶.

W świetle powyższych wyników (zakładając, że funkcję reakcji każdego z członków RPP można opisać za pomocą równania (3b) i, co za tym

idzie, decyzje członków Rady zależą jedynie od prognozy przyszłej inflacji) można stwierdzić, że w badanym okresie najbardziej restrykcyjną politykę monetarną proponował *DF* oraz w dalszej kolejności *LB*, *MN* i *HWT*, a najmniej restrykcyjną – *MP*. Warto także zwrócić uwagę, że najbardziej aktywną politykę monetarną w badanym okresie prowadzili *AS/AW* oraz *JC* (największy przedział „obojętności” dla zmiennej cpi_{t+12}^e), a najbardziej pasywną – *MP* i *SN* (najszerzy przedział „obojętności”).

3.3. Funkcja reakcji z odchyleniami oczekiwań od rzeczywistych realizacji zmiennych – wariant III

Trzeci z rozważanych wariantów funkcji reakcji RPP (3a) – (3c) wyraża hipotezę, że Rada zmienia parametry polityki pieniężnej, jeżeli bieżące dane o inflacji, produkcji przemysłowej (stanowiącej aproksymację luki popytowej) oraz kursie walutowym różnią się od wcześniejszych oczekiwań. W tym przypadku przedmiotem estymacji są parametry równania (3c), a wszystkie zmienne objaśniające z wyjątkiem kursu walutowego zostały opóźnione o jeden okres (takimi danymi dysponowała Rada w momencie podejmowania decyzji).

Tabela 8. Wyniki estymacji dla indywidualnych funkcji reakcji członków RPP – wariant III

Członek Rady	Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	p-value	pseudo-R2
<i>LB/MN/HWT</i>	$cpi_{t-1} - cpi_{t-1}^e$	357,86	219,03	0,102	0,096
<i>JC</i>	$cpi_{t-1} - cpi_{t-1}^e$	350,17	204,33	0,087	0,088
<i>DF</i>	$cpi_{t-1} - cpi_{t-1}^e$	263,96	218,59	0,227	0,059
<i>SN</i>	$cpi_{t-1} - cpi_{t-1}^e$	660,79	291,55	0,023	0,255
<i>SO</i>	$cpi_{t-1} - cpi_{t-1}^e$	387,85	210,62	0,066	0,107
<i>MP</i>	$cpi_{t-1} - cpi_{t-1}^e$	287,24	241,27	0,234	0,074
<i>AS/AW</i>	$cpi_{t-1} - cpi_{t-1}^e$	400,05	217,18	0,065	0,105

Źródło: obliczenia własne.

¹⁵ Należy pamiętać, że w ogólnym przypadku prognozy zmiennej zależnej wyznaczone na podstawie analizy wartości granicznych mogą różnić się od prognoz obliczonych według zasady największego prawdopodobieństwa.

¹⁶ W przypadku *MP* omawiany przedział zmienności dla zmiennej cpi_{t+12}^e jest nieograniczony z góry.

Otrzymane wyniki wskazują jednak, że w każdej z siedmiu branych pod uwagę indywidualnych funkcji reakcji zarówno zmienna wyrażająca odchylenie prognozy dynamiki produkcji przemysłowej od rzeczywistej realizacji tej zmiennej, jak i zmienna stanowiąca różnicę pomiędzy prognozowanym a obserwowanym poziomem kursu walutowego były statystycznie nieistotne (przy poziomie istotności 10%). Z tego względu zmienne te zostały usunięte z równania (3c), a w tabeli 8 zamieszczono wyniki estymacji dla funkcji reakcji, w których jako jedyna zmienna objaśniająca wystąpiła zmienna stanowiąca różnicę pomiędzy prognozą a rzeczywistą inflacją z okresu poprzedzającego decyzję Rady.

Spośród 7 indywidualnych funkcji reakcji jedynie w czterech z nich zmienna objaśniająca okazała się istotna przy poziomie istotności równym 10%. Ponadto stopień dopasowania modeli do danych empirycznych (pesudo-R²) był istotnie niższy niż w wariantach funkcji reakcji rozważanych w podrozdziałach 3.1 i 3.2.

Wobec faktu, że otrzymane rezultaty nie potwierdziły postawionej w tym podrozdziale hipotezy badawczej, modele przedstawione w tabeli 8 nie były przedmiotem dalszych rozważań.

Podsumowanie

W artykule przedstawiono próbę identyfikacji indywidualnych funkcji reakcji poszczególnych członków RPP w okresie od lutego 2004 do lipca 2005 r. Za pomocą podejścia mikroekonometrycznego zweryfikowano kilka różnych wariantów funkcji reakcji oraz zbadano ich własności prognostyczne. Przedmiotem rozważań były:

(I) klasyczna funkcja reakcji typu *backward looking* zaproponowana przez Balla (1999), zawierająca odchylenie inflacji od celu inflacyjnego, wyrównaną sezonowo roczną dynamikę produkcji przemysłowej (stanowiącą aproksymację luki popytowej) oraz tempo wzrostu realnego kursu walutowego – funkcja ta została następnie zastąpiona przez analogiczną funkcję reakcji typu *forward looking* (z przyszłą inflacją zamiast inflacji opóźnionej),

(II) funkcja reakcji typu *forward looking*, zawierająca jedynie prognozę przyszłej inflacji o horyzontie prognozy w przybliżeniu odpowiadającym okresowi oddziaływania polityki pieniężnej (12 miesięcy),

(III) funkcja reakcji typu *forward looking*, w której skład wchodziły odchylenia prognoz inflacji, produkcji przemysłowej i kursu walutowego od ich rzeczywistych realizacji.

Najważniejsze wnioski uzyskane z badania można wyrazić następująco:

1. Hipoteza, zgodnie z którą RPP ustala poziom stóp procentowych jedynie na podstawie informacji z przeszłości (*backward looking*), nie znalazła potwierdzenia w danych empirycznych. Zauważono, że większość członków Rady, podejmując decyzję dotyczącą parametrów polityki pieniężnej, w większym stopniu bierze pod uwagę bieżące (a w rzeczywistości – ze względu na opóźnienie w publikacji danych – przyszłe), a nie przeszłe wartości inflacji. Żaden członek Rady nie kieruje się przy tym zmianami poziomu kursu walutowego. W wariantach I we wszystkich rozważanych indywidualnych funkcjach reakcji członków Rady zmienna opisująca tempo wzrostu realnego kursu walutowego okazała się statystycznie nieistotna (zarówno w funkcjach typu *backward looking*, jak i we wprowadzonych w ich miejsce funkcjach typu *forward looking*). Z drugiej strony we wszystkich modelach statystycznie istotna była zmienna wyrażająca opóźnioną o jeden okres roczną dynamikę produkcji przemysłowej. Włączenie do funkcji reakcji w wariantach I bieżącej stopy inflacji (której członkowie RPP w momencie podejmowania decyzji jeszcze nie znają) zamiast stopy inflacji opóźnionej o jeden okres istotnie poprawiło jakość wszystkich rozważanych modeli. Oznacza to, że członkowie Rady przy podejmowaniu decyzji w większym stopniu kierują się wartościami przyszłej, a nie przeszłej inflacji, co bardziej odpowiada formule *forward looking* aniżeli *backward looking*.

2. Na podstawie funkcji reakcji typu *forward looking*, które w I wariantach omawianego modelu zastąpiły negatywnie zweryfikowane funkcje typu *backward looking*, można stwierdzić, że wzrost bieżącej inflacji powoduje największy wzrost prawdopodobieństwa zaostrzenia polityki pieniężnej w funkcjach reakcji dla *LB*, *HWT* oraz *MN*, natomiast spadek inflacji w największym stopniu zwiększa prawdopodobieństwo złagodzenia polityki pieniężnej w funkcjach reakcji skonstruowanych dla *AS* i *AW*. Analogicznie wzrost produkcji przemysłowej ma największy wpływ na decyzje zaostrzające politykę pieniężną podejmowane przez *LB*, *HWT* oraz *MN*, podczas gdy spadek produkcji w największym stopniu przekłada się na decyzje zmierzające do złagodzenia polityki pieniężnej podejmowane przez *MP*.

3. Decyzje większości członków RPP co do zwiększenia i zmniejszenia stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej cechuje dość znaczna asymetria. W sytuacji, gdy inflacja przyjmuje wartość równą celowi inflacyjnemu, a roczne tempo wzrostu produkcji przemysłowej jest równe średniej z próby (8,8%), dla członków Rady *JC*, *SN*, *SO*, *MP*, *AS* i *AW* prawdopodobieństwo złagodzenia polityki pieniężnej jest znacznie większe niż prawdopodobieństwo jej zaostrzenia. Prawdopodobieństwa te zrównują się dopiero wtedy, gdy tempo wzrostu produkcji przemysłowej

słowej osiąga wartość około 13,5%. Dla pozostałych członków RPP (*LB*, *HWT*, *MN*, *DF*), przy dynamice produkcji równej 8,8%, prawdopodobieństwa podjęcia decyzji o zwiększeniu i zmniejszeniu stopnia restrykcyjności polityki pieniężnej są podobne.

4. Wyniki estymacji dla II wariantu modelu wskazują, że aż w sześciu z siedmiu rozważanych indywidualnych funkcji reakcji zmienna wyrażająca prognozę inflacji na 12 miesięcy do przodu była statystycznie istotna. Rezultat ten potwierdza hipotezę, zgodnie z którą RPP w badanym okresie działała według zasady *forward looking*. Należy jednak podkreślić, że zarówno stopień dopasowania do danych empirycznych (pseudo-R²), jak i zdolności prognostyczne tych modeli były przeważnie gorsze niż w przypadku modeli rozważanych w wariacie I (po zastąpieniu opóźnionej inflacji przyszłą stopą inflacji).

5. Na podstawie analizy oszacowań wartości granicznych $\hat{\tau}_1$ i $\hat{\tau}_2$ w indywidualnych funkcjach reakcji odpowiadających równaniu (3b) (wariant II modelu) można przyjąć, że w okresie objętym badaniem najbardziej restrykcyjną politykę monetarną preferował *DF* oraz w dalszej kolejności *LB*, *MN* i *HWT*, podczas gdy najmniej restrykcyjną – *MP*. Z kolei najbardziej aktywną politykę monetarną w tym okresie prowadzili *AS* i *AW* oraz *JC*, a najbardziej pasywną – *MP* i *SN*.

6. Nie znalazła potwierdzenia hipoteza mówiąca, że RPP przy podejmowaniu decyzji kieruje się odchyleniami bieżących wartości inflacji, produkcji przemysłowej i kursu walutowego od ich wcześniejszych prognoz. W modelach odpowiadających trzeciemu rozważanemu wariantowi funkcji reakcji (3c) statystycznie nieistotne były wszystkie zmienne wyrażające odchylenie prognozy dynamiki produkcji przemysłowej od rzeczywistej realizacji tej zmiennej, wszystkie zmienne stanowiące różnicę pomiędzy prognozowanym a obserwowanym poziomem kursu walutowego, jak również 3 z 7 zmiennych opisujących różnicę pomiędzy rzeczywistą a prognozowaną inflacją. Ponadto stopień dopasowania modeli do danych rzeczywistych był istotnie niższy niż dla modeli w I oraz II wariacie funkcji reakcji.

Podsumowując można stwierdzić, że w okresie objętym badaniem działanie większości członków Rady znacznie bardziej odpowiadało formule *forward looking* aniżeli *backward looking*.

Otrzymane wyniki wskazują bowiem, że zaproponowana początkowo w wariacie I klasyczna funkcja reakcji typu *backward looking* nie jest dobrą aproksymacją mechanizmu podejmowania decyzji przez członków Rady Polityki Pieniężnej. Należy przy tym podkreślić, że zastąpienie przeszłej inflacji przez inflację bieżącą (*de facto* przyszłą) istotnie poprawiło jakość oszacowanych modeli dla wszystkich członków Rady. Ponadto w innej zbadanej funkcji re-

akcji typu *forward looking* (wariant II), zawierającej jedynie prognozę przyszłej inflacji o horyzoncie prognozy w przybliżeniu odpowiadającym okresowi oddziaływania polityki pieniężnej, zmienna wyrażająca wartość prognozy okazała się statystycznie istotna aż w 6 z 7 branych pod uwagę modeli.

W ostatnim rozważanym wariacie funkcji reakcji, również typu *forward looking*, przedmiotem zainteresowania była hipoteza, zgodnie z którą członkowie Rady reagują nie na bieżące lub oczekiwane wartości inflacji, produkcji i kursu, tylko na odchylenia rzeczywistych wartości tych zmiennych od ich wcześniejszych prognoz. Hipoteza nie znalazła potwierdzenia w danych empirycznych, ale naszym zdaniem rezultat ten nie zmienia ogólnych wniosków płynących z badania, mówiących, że w badanym okresie zachowanie członków RPP bardziej odpowiadało formule *forward looking* aniżeli *backward looking*.

Interpretując otrzymane wyniki należy jednak pamiętać, że badanie oparto na stosunkowo krótkiej próbie, liczącej zaledwie 18 obserwacji, podczas gdy niektóre wykorzystane w artykule elementy wnioskowania statystycznego (w szczególności ocena statystycznej istotności zmiennych objaśniających w modelu – patrz przypis 11) – mają w modelach logitowych charakter głównie asymptotyczny. O negatywnym wpływie długości dostępnej próby na wyniki estymacji świadczy między innymi fakt, iż pomiędzy niektórymi wynikami uzyskanymi dla *LB/HWT/MN* oraz *DF* (jak również pomiędzy wynikami dla *AS/AW* i *JC*) istnieją dość duże rozbieżności, mimo że rezultat głosowań dla tych członków Rady był różny tylko w jednym przypadku (zmienna zależna w tych modelach różni się tylko jedną obserwacją).

Ponadto, jako prognozy inflacji, produkcji przemysłowej czy kursu walutowego przyjęto średnie oczekiwania ekonomistów i analityków rynkowych wyznaczone na podstawie ankiety Reutersa, podczas gdy RPP w swoich decyzjach mogła brać pod uwagę inne dostępne prognozy. Zastrzeżenie to w największym stopniu dotyczy rocznych prognoz inflacji (wariant II modelu), które – jak już wspomniano – cechuje dość mała zmienność, niewątpliwie utrudniająca podejmowanie decyzji w sprawie poziomu stóp procentowych i nastawienia. Również horyzont rozważanych prognoz (1 rok) jest nieco krótszy niż horyzont, który prawdopodobnie bierze pod uwagę Rada Polityki Pieniężnej, oceniając przyszły przebieg procesów inflacyjnych (5–7 kwartałów).

Na koniec należy także wspomnieć o pewnych słabościach konstrukcyjnych zmiennej zależnej w modelach zaproponowanych do opisu funkcji reakcji członków RPP. Według przyjętej w artykule definicji, zmiana poziomu stopy referencyjnej o 50 punktów bazowych jest traktowana tak samo jak zmiana o 25 punktów bazowych; istotny jest tylko kierunek tej

zmiany. Ze względu na niewielki rozmiar dostępnej próby statystycznej ograniczenie liczby kategorii dla jakościowej zmiennej zależnej było w tym przypadku niezbędne. Niemniej jednak należy pamiętać, że uproszczenie to może w pewnym stopniu rzutować na uzyskane wyniki.

Z wyżej wymienionych względów, w opinii autora, uzyskane wyniki należy traktować z odpowiednią ostrożnością, a przeprowadzone badanie warto powtórzyć dla dłuższej próby i być może także innego zestawu zmiennych objaśniających.

Bibliografia

- Ball L. (1999), *Policy Rules for Open Economies*, w: J.B. Taylor (red.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago.
- Clarida R., Gali J., Gertler M. (1998), *Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence*, "European Economic Review", No. 42, s. 1033–1067.
- Franses Ph. H., Fok D., Cramer M. (1999), *Ordered logit analysis for selectively sampled data*, Econometric Institute, Erasmus University of Rotterdam, Rotterdam.
- Kłos B., Kokoszcyński R., Łyziak T., Przystupa J., Wróbel E. (2004), *Modele strukturalne w prognozowaniu inflacji w Narodowym Banku Polskim*, „Materiały i Studia”, nr 180, NBP, Warszawa.
- Kokoszcyński R., Łyziak T., Pawłowska M., Przystupa J., Wróbel E. (2002), *Mechanizm transmisji polityki pieniężnej – współczesne ramy teoretyczne, nowe wyniki empiryczne dla Polski*, „Materiały i Studia”, nr 151, NBP, Warszawa.
- Liao T.F. (1994), *Interpreting probability models: logit, probit, and other generalized linear models*, "Series: Quantitative Applications in the Social Sciences", Sage Publications, Thousand Oaks, London, Delhi.
- Maddala G. (1998), *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press.
- McCallum B., Nelson E. (2000), *Monetary Policy for an Open Economy: An Alternative Framework with Optimizing Agents and Sticky Prices*, "Working Paper", December, Carnegie Mellon University.
- Pindyck R., Rubinfeld D. (1991), *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill, New York.
- RPP (2004), *Założenia polityki pieniężnej na 2005 rok*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- RPP (2005), *Założenia polityki pieniężnej na 2006 rok*, Narodowy Bank Polski, Warszawa.
- Taylor J.B. (2001), *The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules*, "American Economic Review", Vol. 91, No. 2, s. 263–267.
- Taylor J.B. (2000), *Recent Developments in the Use of Monetary Policy Rules*, w: C. Joseph, A.H. Gunawan (red.), *Monetary Policy and Inflation Targeting in Emerging Economies*, Bank Indonesia and International Monetary Fund, Jakarta.
- Taylor J.B. (1999), *The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for the Interest Rate Setting by the European Central Bank*, "Journal of Monetary Economics", No. 43, s. 655–679.
- Taylor J.B. (1993), *Discretion versus policy rules in practice*, "Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy", No. 39, s. 195–214.
- Svensson L.E.O. (1999), *Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule*, "Journal of Monetary Economics", Vol. 43, s. 607–654.
- Woodford M. (2003), *Interest and Prices. Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton.